

Л.М. ГАНУЦЬАК–ЄФІМЕНКО,
к.е.н., Європейський університет

Система ефективного управління розвитком інноваційного потенціалу в умовах прогнозованих ризиків

У статті викладено результати досліджень у сфері інноваційної діяльності підприємств, обґрунтовано і вирішено проблеми реалізації стратегічного підходу в управлінні проектними ризиками на підприємстві.

Ключові слова: інноваційні ризики, інноваційні проекти, моделювання, інноваційний потенціал.

В статье изложены результаты исследований в сфере инновационной деятельности предприятий, обоснованы и решены проблемы реализации стратегического подхода в управлении проектными рисками на предприятии.

Ключевые слова: инновационные риски, инновационные проекты, моделирование, инновационный потенциал.

In the article the results of researches are expounded in the field of innovative activity of enterprises, grounded and worked out the problems of realization of strategic approach in a management project risks on an enterprise.

Keywords: innovative risks, innovative projects, designs, innovative potential.

Постановка проблеми. Успіх інноваційних процесів значною мірою визначається їхнім організаційним забезпеченням. Для українських промислових підприємств нерозв'язною залишається проблема організації виробництва на основі формування інноваційного потенціалу та забезпечення результативності інноваційного процесу. Отже, постає необхідність пошуку та впровадження відповідних важелів, підходів та методів сучасної організації виробництва на підприємствах, спроможних підвищити їх інноваційний потенціал.

Одна з головних проблем управління інноваційною діяльністю підприємств полягає, з одного боку, в поєднанні рентабельного виробництва і поліпшення освоєння продукції, а з іншого – в активному проведенні НДДКР, підтримці науково-технічного наробітку на перспективу, швидкому відновленні асортименту продукції, що випускається, і застосуванні нових технологій.

Аналіз досліджень та публікацій з проблеми. Необхідність поєднання масового виробництва та інтенсивної інноваційної діяльності висвітила цілий ряд організаційно-управлінських проблем, в основі яких лежать розбіжності між якісними характеристиками стабільних виробничих та інноваційних процесів і відповідно підходами до управління ними.

Серед цих проблем: питання взаємодії різних форм організації виробничо-господарської діяльності в рамках підприємства; застосування різних систем управління; формування організаційних структур відповідного типу; міжфункціональна взаємодія всіх елементів інноваційного процесу.

Будь-яке підприємство, що функціонує в умовах ринку, ставить своєю метою одержання прибутку. В той же час можливі і збитки. Це є дуже характерним на сьогодні, в період розвитку ринкових відносин в нашій державі, коли підприємницьку діяльність доводиться здійснювати в умовах інформаційної недостатності, невизначеності і нестійкості, мінливості економічного середовища. Отже, виникає неясність і непевність в одержанні очікуваного розрахованого кінцевого результату, а отже, зростає ризик, тобто небезпека невдач, непередбачених втрат.

Мета статті – обґрунтувати і вирішити проблеми реалізації стратегічного підходу в управлінні проектними ризиками на підприємстві.

Виклад основного матеріалу. Ризик є невід'ємною властивістю новаторської, інноваційної економічної діяльності.

Ризик, звичайно, пов'язаний з конкретною ризиковою ситуацією. Тому він виникає тоді, коли рішення виробляється в умовах невизначеності, коли вибір робиться з декількох важко порівнянних варіантів. У цих умовах потрібно оцінити, хоча б інтуїтивно, імовірність досягнення заданого результату, виявити можливі невдачі на шляху, що обирається.

Інноваційний ризик виникає при будь-яких видах діяльності, пов'язаних з інноваційними процесами, виробництвом нової продукції, товарів, послуг, їх операціями, комерцією, здійсненню соціально-економічних і науково-технічних проектів. Тому інноваційний ризик – це явище, ознака і властивість діяльності, а не тільки поняття.

Інноваційний ризик характеризується як небезпека потенційно можливої, ймовірної втрати ресурсів чи недержання доходу в порівнянні з варіантом, розрахованим на раціональне використання ресурсів. І крім того, ризик – це можливість, імовірність відхилення від мети, результату, заради яких і приймалося рішення, на що був націлений інноваційний проект.

Ризики виникають у результаті численних факторів впливу зовнішнього середовища – конкурентів, постачальників, уря-

ІННОВАЦІЙНО-ІНВЕСТИЦІЙНА ПОЛІТИКА

дових рішень, суспільної думки, кон'юнктури, недостатчі інноваційної інформації та ін. Ризик попереджає, з одного боку, про можливу невдачу, а з іншого – про можливий вигравш. Тому при вирішенні інноваційних завдань дуже важливим є:

- виявляти можливі сприятливі і негативні наслідки своїх дій;
- враховувати ступінь імовірності одержання потрібного результату, імовірність небажаних наслідків і відхилень від обраної мети.

Найсильнішим фактором ризику є конкуренція, що на ринку новацій може бути доповнена такими «специфічними властивостями», як поява погрози впровадження товарів-замінників, виготовлених за новою, більш економічною технологією чи поява «іншогогалузевих» конкурентів.

Для того щоб оцінити імовірність тих чи інших втрат, обумовлених розвитком подій за непередбаченим варіантом, необхідно насамперед знати всі види втрат, пов'язаних з підприємництвом, і вміти заздалегідь обчислити їх чи виміряти як ймовірні прогнозовані величини.

Використовуючи складнопуасонівську модель для прогнозування періодичності виникнення ризиків інноваційних проектів при заданих характеристиках підприємств, можна сформулювати прогноз інноваційного розвитку підприємств.

Реально інновації здійснюються підприємствами постійно, і в кожний момент часу всі здійснені інновації мають різні строки реалізації. А отже, постійної за складом групи інноваційних ризиків, до якої можна було б задіяти модель індивідуального ризику, не існує. Модель колективного ризику, в основі якої лежить потік інноваційних збитків, ніяк не пов'язана зі складом групи ризиків, які становлять цей потік. Таким чином, ця модель більш прямо відноситься до реалізації дійсних інноваційних проектів.

Результати таких сум, як $S = \sum_{i=1}^N X_i$ (модель збитку),

має складний розподіл. Коли процес появи інноваційних ризиків – пуасонівський і відповідно N має пуасонівський розподіл, а розподіл S називається складнопуасонівським, то, користуючись формулою повної ймовірності, функцію розподілу можливо представити у вигляді:

$$F_s(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} P(S \leq X / N = k) P(N = k) = \sum_{k=0}^{+\infty} F_x^{*k}(x) \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (1)$$

де F_x^{*k} – k зверстка функції розподілу F_x з собою, як функція розподілу суми k незалежних випадкових величин з розподілом F_x .

Ймовірності складного пуасонівського розподілу можливо вивести явні формули для функції моментів, а також для математичного очікування і дисперсії S , то виражають їх через відповідні характеристики N та X .

Утворююча функція моментів:

$$g_s(\zeta) = E e^{\zeta S} = \sum_n E \left(e^{\zeta \sum_{i=1}^n X_i} / N = n \right) P(N = n) = \sum_n E \left(e^{\zeta \sum_{i=1}^n X_i} \right) P(N = n) = \sum_n (g_x(\zeta))^n P(N = n) = \sum_n e^{n \ln g_x(\zeta)} P(N = n) = g_n(\ln g_x(\zeta)) \quad (2)$$

Користуючись цією загальною формулою, виведемо вираження для утворюючої функції моментів складного пуасонівського розподілу. Якщо N має пуасонівський розподіл з

параметром λt , тоді $g_N(\zeta) = \exp(\lambda t [e^\zeta - 1])$, звідси

$$g_s(\zeta) = \exp(\lambda t [g_x(\zeta) - 1]). \quad (3)$$

Формули для математичного очікування та дисперсії S можливо отримати диференціюванням g_s .

$$ES = EN \cdot EX \quad (4)$$

$$DS = EN \cdot DX + DN \cdot (EX)^2$$

Для складнопуасонівського випадку $EN = DN = \lambda t$, з цього

$$ES = \lambda t m_x, \quad (5)$$

$$DS = \lambda t (\sigma_x^2 + m_x^2)$$

де m_x – математичне очікування,

σ_x – середньоквадратичне відхилення величини одного інноваційного ризику X_i .

Користуючись формулою (4), можливо встановити такий можливий факт: сума незалежних складних пуасонівських величин – знову складна пуасонівська величина. Нехай S_1 та S_2 – дві складні пуасонівські величини, першій з яких відповідає інтенсивність появи ризиків λ_1 та похідна функція моментів одного ризику g_1 , а другий – відповідно λ_2 та g_2 . Тоді утворююча функція моментів суми.

$$g_{S_1+S_2}(\zeta) = g_{S_1}(\zeta) * g_{S_2}(\zeta) = \exp(\lambda_1 t + [g_1(\zeta) - 1]) * \exp(\lambda_2 t + [g_2(\zeta) - 1]) = \exp\left\{(\lambda_1 + \lambda_2) t \cdot \left[\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} g_1(\zeta) + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} g_2(\zeta) - 1 \right]\right\} \quad (6)$$

Сумі $S_1 + S_2$ відповідає пуасонівський процес появи збитків з інтенсивністю $\lambda_1 + \lambda_2$. При цьому функція розподілу одного збитку має вигляд, який відповідає утворюючій функції моментів.

$$g(\zeta) = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} g_1(\zeta) + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} g_2(\zeta). \quad (7)$$

Ця сума утворюючих функцій моментів g_1 та g_2 , зважених

з позитивними важелями $\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$ та $\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}$, сума яких

дорівнює одиниці. Цей розподіл відповідає ситуації, коли наступний збиток як би вибирається навмисно з двох груп, причому ймовірність вибору пропорційна відповідним λ – інтенсивності ризиків для двох груп (середнім числом збитків в одиниці часу).

На практиці часто виявляється, що групи ризиків, до яких застосовується теорія колективних ризиків, цілком не однорідні. Ступінь схильності до ризику об'єктів в групі, що виражається у вірогідності його появи, може змінюватися у часі. Можуть існувати чинники, що впливають на ступінь схильності ризику всіх або багатьох об'єктів в групі. Тимчасові зміни ділять на довгострокові тенденції (тренди), сезонні і короткострокові коливання.

Маючи справу із статистичними сукупностями, ми не можемо вивчати кожен окремий випадок, а вимушені мати справу з розподілом числа випадків, усередненим по сукупності. Такий розподіл відповідає випадково вибраному з сукупності випадку настання ризику. Припустимо, що кожен окремо «генерує» в точності пуасонівський потік випадків, можливо, із змінною інтенсивністю. Можна показати, що розподіл випадкової величини числа випадків для кожного окремого підприємства навіть при змінній інтенсивності пуасонівського потоку залишається пуасонівським. Проте розподіл числа випадків на одне випадково вибране підприємство не буде в точності пуасонівським, навіть якщо вважати, що кожне підприємство «генерує» в точності пуасонівський потік випадків настання ризиків. Річ у тім, що при виборі випадкового підприємства з сукупності ми «вибираємо» і відповідну інтенсивність пуасонівського потоку, яку позначимо λ^* , відрізняючи її від інтенсивності λ потоку випадків по всьому колективу ризиків. Таким чином, при випадковому виборі підприємства його λ^* теж випадкова, тобто може випробовувати випадкові відхилення. Це можливо, повторюваний, у тому випадку, коли є неоднорідності в сукупності, тобто λ^* для різних полісів можуть бути різними в зв'язку як з різними термінами виробничої діяльності підприємств, так і з іншими неоднорідностями.

Математично це описується таким чином. Нехай N^* – число випадків на одне випадково вибране підприємство. Розподіл N^* задається змішаною пуасонівською вірогідністю

$$P_n = P(N^* = n) = E\left(\frac{(\lambda^*)^n}{n!} e^{-\lambda^*}\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{t^n}{n!} e^{-t} dH(t), \quad (8)$$

де H – функція розподілу випадкового параметра λ^* . Змішана пуасонівська вірогідність є математичним очікуванням пуасонівської вірогідності з випадковим λ^* . Розподіл N^* у цьому випадку називається змішаним пуасонівським.

Найчастіше в теорії ризиків використовується одне з класу змішаних пуасонівських розподілів – так званий негативний біноміальний розподіл або розподіл Пойа, вірогідність якого задається формулою

$$P_n = C_{r+n-1}^n P^r (1-p)^n, \quad (9)$$

де n, r і p – позитивні параметри, $p \leq 1$.

Відмітимо, що r і n не зобов'язані бути цілими для нецілих параметрів «число поєднань», визначається за допомогою гамма-функцій. Якщо в змішуючий розподіл H взяти гамма-розподіл з щільністю

$$n(x) = H'(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} \quad (x \geq 0), \quad (10)$$

то змішування пуасонівського розподілу із змішуючою гамма-плотністю дає негативний біноміальний розподіл. При цьому параметри зв'язані формулами:

$$r = \alpha, \quad P = \frac{\beta}{1 + \beta}. \quad (11)$$

Часто буває зручно записувати вираз (8) у вигляді:

$$P_n = E\left(\frac{(\bar{\lambda}^* n)^n}{n!} \exp(-\bar{\lambda}^* \eta)\right), \quad (12)$$

де $\bar{\lambda}^* = E\lambda^*$; $\eta = \lambda / \bar{\lambda}^*$ – випадкова величина, що приймає позитивні значення і що має математичне очікування, рівне одиниці. Цю величину називатимемо змішуючою випадковою величиною.

Як і вище, нас цікавить величина N кількості випадків, що з'явилися по групі ризиків. Наприклад, припустимо, що ми досліджували статистичні дані по великій кількості підприємств певного типу і визначили, що розподіл числа ризиків на одне випадково вибране підприємство N^* можна вважати змішаним пуасонівським.

Припустимо, що N_1^* і N_2^* – випадкові величини кількостей випадків по двох різних ризиках, що мають однаковий змішаний пуасонівський розподіл (8). Який вигляд може мати розподіл величини $N = N_1^* + N_2^*$ – кількості страхових випадків по «групі» з двох ризиків? Нехай η_1, η_2, η – змішуючі величини для N_1^*, N_2^*, N відповідно. Припустимо, що N_1^* і N_2^* залежать між собою тільки через змішуючі величини. Точніше кажучи, вважатимемо N_1^* і N_2^* незалежними за умови ($\eta_1 = x_1, \eta_2 = x_2$), де (x_1, x_2) – довільна пара чисел. Тому, позначаючи через $p(x_1, x_2)$ сумісну щільність розподілу (η_1, η_2), маємо:

$$\begin{aligned} P(N = n) &= P(N_1^* + N_2^* = n) = \\ &= \iint P(N_1^* + N_2^* = n | \eta_1 = x_1, \eta_2 = x_2) P(x_1, x_2) dx_1 dx_2 = \\ &= \iint \frac{1}{n!} (\bar{\lambda}^* x_1 + \bar{\lambda}^* x_2)^n \exp(-[\bar{\lambda}^* x_1 + \bar{\lambda}^* x_2]) P(x_1, x_2) dx_1 dx_2 = \\ &= \iint \frac{1}{n!} \left(2\bar{\lambda}^* \frac{x_1 + x_2}{2}\right) \exp\left(2\bar{\lambda}^* \frac{x_1 + x_2}{2}\right) P(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \end{aligned} \quad (13)$$

З виразу (8) можна бачити, що $EN^* = \bar{\lambda}^*$. Тому

$EN = EN_1^* + EN_2^* = 2\bar{\lambda}^*$. Приводячи (13) до вигляду (12), запишемо:

$$P(N = n) = E\left(\frac{(2\bar{\lambda}^* \eta)^n}{n!} \exp(2\bar{\lambda}^* \eta)\right), \quad (14)$$

де $\eta = \frac{\eta_1 + \eta_2}{2}$. Таким чином, сума змішано-пуасонівських

випадкових величин є змішано-пуасонівською випадковою величиною, причому змішуюча величина суми є середнє арифметичне змішуючих сумарних величин. Аналогічно можна показати, що змішуюча величина суми k є:

$$\eta = \frac{\eta_1 + \eta_2 + \dots + \eta_k}{k}. \quad (15)$$

Взагалі ж кажучи, вид розподілу змішуючої величини (15) визначається залежністю доданків. Розглянемо випадки.

(а) Змішуючі величини η_i у (15) незалежні. Тоді при великих k , згідно із законом великих чисел, величина η з великою вірогідністю близька до математичного очікування одного доданку, тобто до одиниці. В цьому випадку можна сказати, що змішування вироджується. Це відбувається тому, що випадкові відхилення параметрів різних ризиків при їх взаємній незалежності «компенсують» один одного. При цьому $\sigma_\eta \rightarrow 0$.

(б) Змішуючі величини η_i , однакові, $\eta_i = \eta_0$ для будь-якого i , де η_0 – деяка випадкова величина. Тоді (15) перетворюється на рівність $\eta = \eta_0$, тобто змішуюча величина залишається тією ж при будь-якому числі доданків. Це може бути в разі, коли всі ризики випробовують який-небудь загальний вплив, так що випадкові відхилення ступеня схильності ризику для всіх об'єктів однакові. В цьому випадку $\sigma_\eta = \sigma_{\eta_0} = const$.

У практичних ситуаціях мають спостерігатися ті або інші «проміжні» варіанти між випадками (а) і (б). У всіх випадках, як виходить з (15), середнє квадратичне відхилення змішуючої величини для N не перевищує середнього квадратичного відхилення змішуючої величини, знайденої для одного доданку, або для N^* :

$$\sigma_\eta \leq \sigma_{\eta_1} \quad (16)$$

Випадок (б) є, таким чином, випадком «максимального ризику», коли змішування повністю зберігається при підсумовуванні.

Розглянемо тепер випадок негативного біноміального розподілу N^* . Оскільки середні гамма-розподільчих випадковостей величин уже не обов'язково має гамма-розподіл η , у (15) може вже не бути гамма-розподільчих і, строго кажучи, N не матиме негативного біноміального розподілу. Виняток становить випадок (б), коли всі змішуючі величини рівні. Проте на практиці часто використовують негативне біноміальне наближення як для N^* , так і для N .

Для реальних даних про розподіл числа ризиків на одне підприємство характерне те, що дисперсія більше середнього.

Припустимо, що число ризиків на одне підприємство N^* згідно з наявними статистичними даними має середнє $m^* = 0,0341$ і дисперсію $(\sigma^*)^2 = 0,0483$. Потрібно побудувати негативні біноміальні наближення для розподілу N^* і величини N числа збитків

Спочатку оцінимо параметри розподілу N^* . Для негативного біноміального розподілу вигляду (9) математичне очікування і дисперсія виражаються формулами:

$$m = \frac{r^\alpha}{p}, \quad \sigma^2 = \frac{rq}{p^2}, \quad (17)$$

де $q = 1 - p$.

Використовуючи метод моментів, отримуємо для параметрів r^* і p^* розподіли N^* систему рівнянь:

$$\begin{aligned} \frac{r^* q^*}{p^*} &= m^* \\ \frac{r^* q^*}{(p^*)^2} &= (\sigma^*)^2 \end{aligned} \quad (18)$$

Розділивши перше рівняння на друге, знаходимо:

$$p^* = \frac{m^*}{(\sigma^*)^2} = 0,706. \quad (19)$$

Підставивши це рівняння в перше, отримуємо:

$$r^* = \frac{m^* p^*}{1 - p^*} = 0,0818867. \quad (20)$$

Тепер, користуючись виразом (11), знаходимо оцінки параметрів змішуючого гамма-розподілу в (8)

$$\begin{aligned} \alpha &= r^* = 0,08189 \\ \beta &= \frac{p^*}{1 - p^*} \end{aligned} \quad (21)$$

Це оцінки параметрів розподілу λ^* , а нам потрібні параметри α_η і β_η , розподіли нормованої величини $\eta = \lambda^* / \bar{\lambda}^*$. Гамма-щільність величини λ^* має вигляд

$$f_{\lambda^*} = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}. \quad (22)$$

Користуючись формулою зміни щільності при лінійному перетворенні випадкової величини, отримуємо формулу для щільності η :

$$f_\eta(x) = \lambda^* f_{\lambda^*}(\bar{\lambda}^* x) = \frac{(\bar{\lambda}^* \beta)^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp(-\beta \bar{\lambda}^* x). \quad (23)$$

Це гамма-щільність з параметрами $\alpha_\eta = \alpha = 0,08189$ та $\beta_\eta = \bar{\lambda}^* \beta = m^* \beta = 0,08189$. Рівність параметрів відповідає тому, що математичне очікування η рівне одиниці. Попутно ми встановили, що при множенні гамма-розподільчої випадкової величини на число, масштабний параметр ділиться на те ж число, а істотний параметр не змінюється.

Відповідно до цих висновків можливо скласти таблицю збігу в одиничному часовому вимірі реалізації інноваційних проектів на підприємствах. Отже, можемо визначити прогноз виникнення ризиків для цих проектів з особливими характеристиками реалізації, які визначені в запрограмованих інноваційних концепціях (див. табл.).

Тобто у визначені періоди «-» підприємству потрібно відмовитися від реалізації інноваційних проектів із визначеними характеристиками та перейти до проектів, які позначені «0» та «+» характеристиками і мають відповідно прийнятний галузевий сегментований характер.

Спрогнозовані періоди управлінського рішення на машинобудівних підприємствах

| Підприємства | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|--|------|------|------|------|------|------|
| X_1^1 (ВАТ «Вагонмаш») | + | + | - | + | 0 | ++ |
| X_2^1 (ВАТ «Ясинуватський машзавод») | + | - | 0 | ++ | 0 | - |
| X_3^1 (ВАТ «Будмаш») | - | 0 | ++ | - | 0 | + |

Висновки

Здійснивши оцінку можливих наслідків ризиків, доцільно розробити систему управління ними. Метою такої системи є зменшення або усунення негативних їх наслідків. Система має охоплювати виявлення окремих ризиків шляхом аналізу інноваційних проектів і поліпшення їх кошторисів, коригування величини попередньо встановлених параметрів тощо. Із світової практики відомий метод розподілу ризику шляхом укладення субконтрактів з іншими фірмами, страхування ризиків. Ще один спосіб полягає у резервуванні коштів і плануванні спеціальних режимів при надзвичайних обставинах. Відсоток відповідного резерву визначають на основі досвіду. Враховуючи вищенаведені рекомендації, а зокрема методику визначення величини втрат від впливу конкретних видів фінансово-економічних ризиків на результати розроблення і впровадження нововведень, суб'єктам інноваційної діяльності буде простіше запровадити у виробництво нову інноваційну технологію чи продукцію, отримуючи при цьому прибутки.

Література

1. Ансофф І. Стратегическое управление / Пер. с англ.; Науч. ред. и авт. пред. Л.И. Евенко. – М.: Экономика, 2004. – 489 с.

2. Антонюк Л.Л. Інновації: теорія, механізм розробки та комерціалізації / Л.Л. Антонюк, А.М. Поручник, В.С. Савчук. – К.: КНЕУ, 2003. – 394 с.

3. Ганушак Л.М. Умови формування стратегій розвитку інноваційного потенціалу державних підприємств / Л.М. Ганушак // Аграрний вісник Причорномор'я. – 2007. – №37. – С. 65–68.

4. Гончарова Н.П. Инновационность конкурентных факторов экономического развития / Н.П. Гончарова // Актуальні проблеми економіки. – 2007. – №3. – С. 43–59.

5. Гончарова Н.П. Теоретико-методические аспекты формирования инновационной политики / Н.П. Гончарова // Актуальні проблеми економіки. – 2008. – №4. – С. 62–73.

6. Вітлінський В.В. Аналіз, моделювання та управління економічним ризиком / В.В. Вітлінський, П.І. Верченко. – К.: КНЕУ, 2000. – 292 с.

7. Вітлінський В.В. Економічний ризик: ігрові моделі / В.В. Вітлінський. – К.: КНЕУ, 2002. – 446 с.

8. Горемыкин В.А. Стратегия развития предприятия: [учеб. пос. для вузов] / В.А. Горемыкин. – М.: Дашков и Ко, 2004. – 594 с.

9. Гриньов А.В. Інноваційний розвиток промислових підприємств: концепція, методологія, стратегічне управління / А.В. Гриньов. – Х.: ІНЖЕК, 2003. – 308 с.

10. Принятие решений в управлении экономическими объектами: методы и модели / [Я.Г. Берсуцкий, Н.Н. Лепа, А.Я. Берсуцкий и др.]; НАН Украины. ИЭП. – Донецк: ООО «Юго-Восток Лтд», 2002. – 276 с.

О.Ю. ГУСАК,

к.е.н., Український державний університет фінансів та міжнародної торгівлі

Механізми інноваційного фінансування для посткризової світової економіки

У статті проаналізовано сутність та основні джерела інноваційного фінансування державних видатків як інструменту вирішення актуальних проблем фіскальної консолідації та глобального розвитку.

Ключові слова: інноваційне фінансування; інноваційне фінансування, пов'язане із фінансовим сектором; інноваційне фінансування, пов'язане зі змінами клімату; інноваційне фінансування, пов'язане із розвитком.

В статье анализируются суть и основные источники инновационного финансирования государственных расходов как инструмента разрешения актуальных проблем фискальной консолидации и глобального развития.

Ключевые слова: инновационное финансирование, инновационное финансирование, связанное с финансовым сектором; инновационное финансирование, свя-

занное с изменениями климата; инновационное финансирование, связанное с развитием.

The article analyzes the essence and main sources for innovative financing of public expenditures as an instrument for solving actual fiscal consolidation and global development problems.

Keywords: innovative financing, innovative financing related to the financial sector, innovative financing related to climate change, innovative financing related to development.

Постановка проблеми. Однією з основних передумов подальшого ефективного розвитку світової економіки стала викликана кризовими явищами потреба у консолідації державних фінансів. Зокрема, для ЄС потреба у додаткових фінансових ресурсах становить близько 800 млрд. євро. Вод-